

# Notater Documents

2016/05 ●

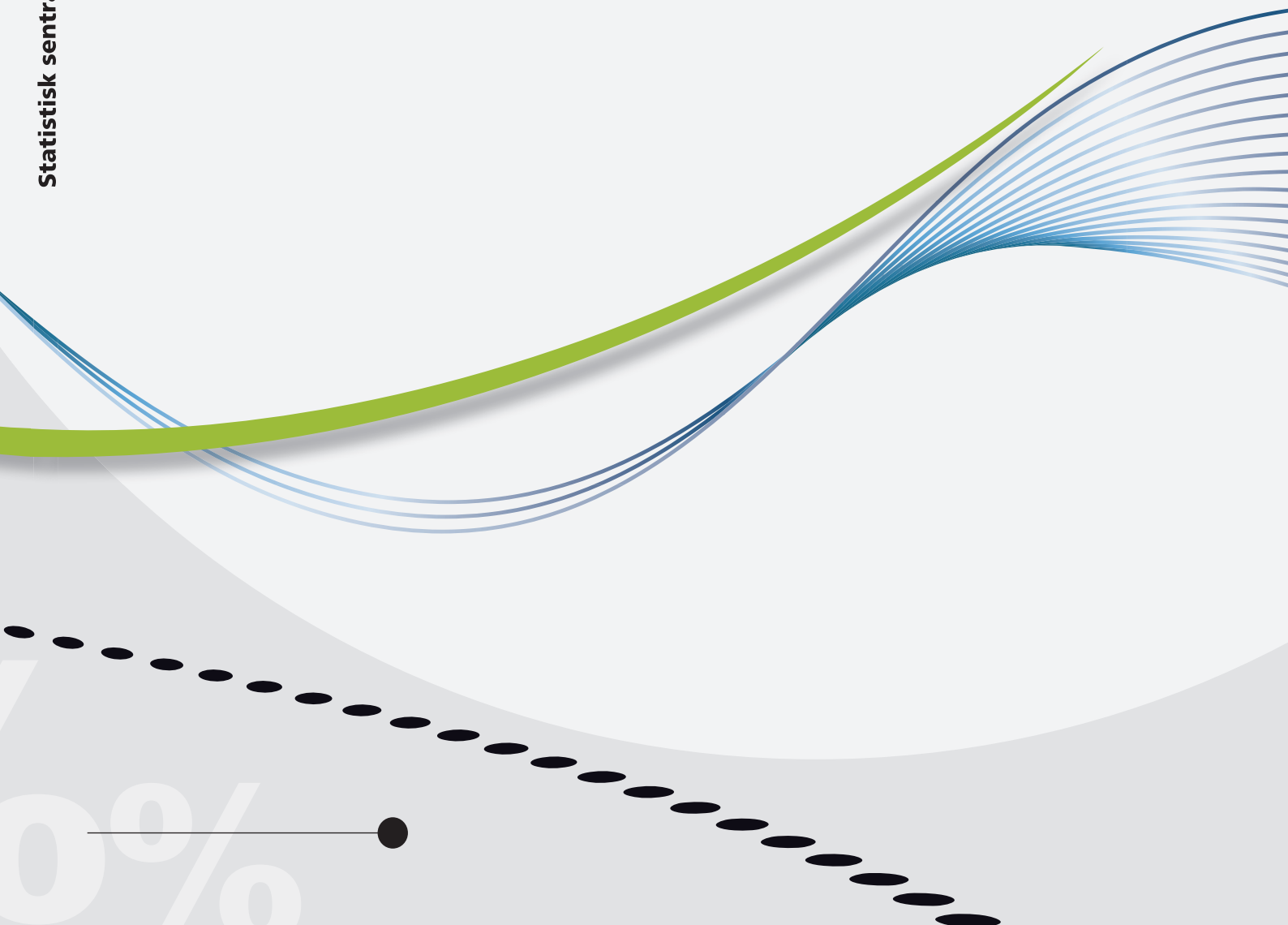
*Håvard Hungnes*

## **Etterspørsel etter hvitevarer 2016** Modell og prognoser

Statistics Norway



Statistisk sentralbyrå





*Håvard Hungnes*

## **Etterspørsel etter hvitevarer 2016**

Modell og prognoser

I serien Notater publiseres dokumentasjon, metodebeskrivelser, modellbeskrivelser og standarder.

© Statistisk sentralbyrå  
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen  
skal Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde.

Publisert 9. februar 2016

ISBN 978-82-537-9299-6 (elektronisk)

<b>Standardtegn i tabeller</b>	<b>Symbol</b>
Tall kan ikke forekomme	.
Oppgave mangler	..
Oppgave mangler foreløpig	...
Tall kan ikke offentliggjøres	:
Null	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	0,0
Foreløpig tall	*
Brudd i den loddrette serien	—
Brudd i den vannrette serien	
Desimaltegn	,

## Forord

Vi har utarbeidet en prognose for husholdningenes etterspørsel etter to kategorier hvitevarer i 2016. I denne studien har vi brukt det samme metodiske opplegget som SSB utarbeidet i 1998, og dokumentert i Eika og Skjerpen (2003,2004) og benyttet i Hungnes (2006, 2007a, 2007b). Relasjonene er tallfestet med de nyeste nasjonalregnskapstallene. Ved hjelp av disse utarbeides prognoser for etterspørselen etter hvitevarer basert på SSBs siste makroøkonomiske prognoser (Økonomiske analyser 4/2015) for den generelle økonomiske utviklingen.

Arbeidet er finansiert av Stiftelsen Elektronikkbransjen og Norske Elektroleverandørers Landsforening (NEL).

Statistisk sentralbyrå, 15. januar 2016

Torbjørn Hægeland

## Sammendrag

På oppdrag fra Stiftelsen Elektronikkbransjen og Norske Elektroleverandørers Landsforening (NEL) har vi utarbeidet en prognose for husholdningenes etterspørsel etter to kategorier hvitevarer i 2016. I denne studien har vi brukt det samme metodiske opplegget som SSB utarbeidet i 1998, og dokumentert i Eika og Skjerpen (2003,2004) og benyttet i Hungnes (2006, 2007a, 2007b). Relasjonene er tallfestet med de nyeste nasjonalregnskapstallene. Ved hjelp av disse utarbeides prognoser for etterspørselen etter hvitevarer basert på SSBs siste makroøkonomiske prognoser (Økonomiske analyser 4/2015) for den generelle økonomiske utviklingen.

De to varegruppene som er studert er:

- **Store husholdningsmaskiner** (komfyrer, mikrobølgeovner, kjøleskap, fryser, oppvaskmaskiner, vaskemaskiner, tørketromler, tørkeskap, sentrifuger, kjøkkenventilatorer, griller, safer, symaskiner, strikkemaskiner, frittstående varmeovner o.l.)
- **Andre husholdningsmaskiner** (støvsugere, saftpresser, frityrgrøter, iskremmaskiner, varmeplater, strykejern, vannkoker, varmeteppe, vifter, elektriske bokseåpnere, kaffekverner, brødrister, kaffetraktere, kjøkkenvekter o.l.)

Modellberegningene tyder på en vekst i etterspørselen etter *Store husholdningsmaskiner* i 2016 på 0,7 prosent. Etterspørselen etter *Andre husholdningsmaskiner* antas å øke med 2,0 prosent i 2016.

## Innhold

Forord.....	3
Sammendrag.....	4
Innhold .....	4
1. Makroøkonomisk bakgrunn .....	6
2. Modellen i kortversjon.....	8
3. Nærmere om prognosene .....	9
Referanser.....	11
Vedlegg A: Modellen i mer detalj .....	12

## 1. Makroøkonomisk bakgrunn

Utviklingen i verdensøkonomien er ifølge Økonomiske analyser 4/2015 fortsatt svak. I euroområdet avtok veksten i 2. og 3. kvartal 2015. I 3. kvartal 2015 falt veksten også i Storbritannia og USA. I USA har imidlertid utviklingen vært såpass god over tid at sentralbanken begynte med å øke styringsrenten i desember 2015, men vi forventer at sentralbanken vil gå meget forsiktig fram. I euroområdet er arbeidsledigheten fortsatt svært høy, og med lav inflasjon ligger en renteøkning langt inn i framtiden. Der er det snarere snakk om å øke de kvantitative lettelsene framover. I Japan har BNP falt, og inflasjonen har høsten 2015 igjen kommet ned i null. I framvoksende økonomier er utviklingen todelt. Store råvareeksportører som Brasil og Russland er hardt rammet av de lave råvareprisene. Veksten er imidlertid fortsatt sterk i India og Kina, som begge importerer mye råvarer. I Kina har BNP ifølge offisiell statistikk vokst med rundt 7,5 prosent de siste kvartalene, om lag som årsveksten de siste årene. Det er imidlertid flere tegn til at veksten er i ferd med å avta, også på lang sikt, og kinesiske børskurser har falt kraftig ved inngange av i år.

Den norske konjunkturedgangen fortsetter. Redusert etterspørsel fra petroleumsnæringen i Norge og i utlandet har ført til lav vekst i fastlandsøkonomien etter sommeren i fjor. De siste sesongjusterte tallene fra Kvartalsvis nasjonalregnskap (KNR) viser lav vekst i de siste fem kvartaler. BNP Fastlands-Norge økte med 1,1 prosent fra 2. kvartal 2014 til 3. kvartal 2015, regnet som årlig rate, og med 1,0 prosent i 3. kvartal 2015. Til sammenlikning er vårt anslag på trendveksten i BNP Fastlands-Norge 2¼ prosent.

Den svake produksjonsutviklingen har også bidratt til lav sysselsettingsvekst. Arbeidsstyrken har økt mer slik at arbeidsledigheten har gått opp. Ifølge Arbeidskraftsundersøkelsen (AKU) har antall arbeidsledige som andel av arbeidsstyrken gått opp fra 3,2 prosent i 2. kvartal 2014 til 4,6 prosent i perioden september til november 2015.

Vi legger til grunn at rentenivået i Norge kommer ytterligere noe ned denne vinteren. Boligprisveksten har avtatt og sesongjustert blir den svakt negativ de nærmeste kvartalene. Dette bidrar til at boliginvesteringene vil fortsette å øke nokså klart framover.

Veksten i husholdningenes forbruk var meget svak i 3. kvartal 2015 og vil heller ikke i de nærmeste kvartalene gi særlig sterke vekstimpulser. Reallønningene vil neppe endre seg mye fra 2015 til 2016. Vekst i både sysselsetting og realstønader og lavere renteutgifter vil bidra til at det likevel blir en viss vekst i husholdningenes disponible realinntekt i 2016, men lavere enn noe annet år etter finanskrisen i 2008.

Etterspørselen på norske eksportmarkeder tok seg opp i 2014, og etter litt lavere vekst i 2015 ventes den å ta seg ytterligere noe opp i år. Dette vil, sammen med bedringen i den kostnadsmessige konkurranseevnen som alt har funnet sted, bidra til en klar vekst i tradisjonell eksport. I prognosene i Økonomiske analyser 4/2015 har vi lagt til grunn at den importveide kronekursen vil holde seg om lag på nivået fra november 2015 ut 2016.

Investeringene i fastlandsnæringene samlet falt klart gjennom de tre første kvartalene av 2015. Vi venter at denne utviklingen vil snu i tiden framover. Reduserte renter og gode utsikter for tradisjonelle konkurranseutsatte virksomheter er forhold som ventes å gi økte investeringer, og innen flere vareproduserende næringer tyder SSBs investeringstelling på høyere investeringer framover.



Samlet sett venter vi at aktiviteten i fastlandsøkonomien raskt vil ta seg noe opp, selv om veksten neppe blir sterk. De negative impulsene fra petroleumsnæringen reduseres, samtidig som etterspørselen fra fastlandet øker. Dermed kan en ny, om enn svært moderat, konjunkturoppgang komme i gang fra rundt andre halvdel av 2016. Framover vil derfor sysselsettingsveksten være lav. Selv om arbeidsinnvandringen antas å være lavere enn det vi tidligere har sett, vil den fortsatt bidra til vekst i arbeidstilbudet. Samlet vil arbeidsledigheten fortsette å stige inn i 2016, for så å falle noe slik at gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate i 2016 blir 4,6 prosent.

Utviklingen i husholdningenes konsum bestemmes i stor grad av forløpet i husholdningenes inntekter, formue og renter. Disponibel realinntekt økte med 2,9 prosent i 2014. Vi venter at årlig vekst i disponibel realinntekt blir på knappe 3,5 prosent i 2015 og om lag 1,5 prosent i år. Årsveksten i konsumet i husholdninger og ideelle organisasjoner er da forventet å falle fra 2,3 prosent i 2015 til 1,5 prosent i 2016.

**Tabell 1. Makroøkonomiske hovedstørrelser 2014-2016. Prosentvis vekst fra året før der ikke annet fremgår**

	Regnskap	Prognose	
	2014	2015	2016
Konsum i husholdninger og ideelle organisasjoner	1,7	2,3	1,5
Konsum i offentlig forvaltning	2,9	2,6	3,5
Bruttoinvesteringer i fast kapital	0,0	-2,7	0,6
Utvinning og rørtransport	-2,9	-14,1	-13,6
Fastlands-Norge	1,3	1,6	5,0
Bolig	-1,5	3,0	4,9
Eksport av tradisjonelle varer	2,5	5,4	4,2
Import	1,5	1,2	2,1
Bruttonasjonalprodukt	2,2	1,8	1,7
Fastlands-Norge	2,3	1,5	2,0
Sysselsatte personer	1,1	0,7	0,7
Arbeidsledighetsrate (nivå)	3,5	4,4	4,6
Årslønn	3,1	2,8	2,6
Konsumprisindeksen (KPI)	2,0	2,2	2,8
KPI justert for avgiftsendringer og uten energivarer, KPI-JAE	2,4	2,7	2,6
Husholdningenes sparerate (nivå)	8,8	9,8	9,9
Pengemarkedsrente (nivå)	1,7	1,3	0,8
Importveid valutakurs <sup>1)</sup>	5,3	10,3	3,9

<sup>1</sup> Positivt fortegn innebærer at norske kroner blir mindre verd.

Kilde: Økonomiske analyser 4/2015, Statistisk sentralbyrå.

## 2. Modellen i kortversjon

I tidligere prognoser ble husholdningenes etterspørsel etter de to konsumkomponentene bestemt av deres realinntekt, relative priser (forholdet mellom prisen på disse produktene og konsumprisindeksen, KPI) og realrenten etter skatt. I modellen som benyttes til prognoser nå er husholdningenes etterspørsel bestemt av deres samlede konsum og av relativ pris.

Den oppdaterte modellen for etterspørselen etter *Store husholdningsmaskiner* kan forenkles til

$$\log(\text{store}) = -7,958 + 1,262 \cdot \log(\text{konsum}) \\ - 1,089 \cdot \log(\text{rel.prís}) - 0,010 \cdot \text{tid},$$

hvor alle variable gjelder for samme år. Variabelen *tid* fanger opp at etterspørselen etter *Store husholdningsmaskiner* ser ut til å falle med 1 prosent per år hvis totalt konsum og relative priser er uendret. For *Andre husholdningsmaskiner* har vi følgende modell:

$$\log(\text{andre}) = -11,027 + 1,373 \cdot \log(\text{konsum}) - 1,373 \cdot \log(\text{rel.prís})$$

Relasjonen er tallfestet på data som i utgangspunktet er hentet fra nasjonalregnskapet (NR). De relative prisene er definert som prisindeksen på den aktuelle varegruppen, sett i forhold til nasjonalregnskapets konsumdeflator.<sup>1</sup>

Konsum i husholdninger og ideelle organisasjoner brukes som forklaringsvariabel for begge konsumkategoriene. Den direkte effekten av at husholdningenes konsum øker med én prosent, er at etterspørselen etter *Store husholdningsmaskiner* øker med nær 1,3 prosent mens etterspørselen etter *Andre husholdningsmaskiner* øker med rundt 1,4 prosent. Varer som har en elastisitet over 1 kalles luksusgoder. En etterspørsel elastisitet over 1 innebærer at disse varene vil utgjøre en stadig større andel av konsumet (ettersom husholdningenes samlede konsum øker over tid).

Den direkte prisseffekten er -1,1 prosent for *Store husholdningsmaskiner* og -1,4 prosent for *Andre husholdningsmaskiner*. Dette innebærer at en hvis prisene på (store og andre) husholdningsmaskiner øker med én prosent (i forhold til prisen på andre varer), vil etterspørselen etter *Store husholdningsmaskiner* reduseres med 1,1 prosent mens etterspørselen etter *Andre husholdningsmaskiner* reduseres med 1,4 prosent.

En økt pris på en vare vil ha to effekter for de som selger varen. For det først vil de få en høyere salgsinntekt for hver vare de selger. For det andre vil salget reduseres. Hvis priselastisiteten er lik -1 vil disse to effektene akkurat oppveie hverandre slik at salgsinntekten blir uendret. For *Store husholdningsmaskiner* finner vi en priselastisitet nær -1, noe som innebærer at de to effektene omtrent oppveier hverandre for denne varegruppen.

Ved en priselastisitet på mer enn 1 i absolutt verdi – som spesielt er tilfellet for *Andre husholdningsmaskiner* – vil den siste effekten dominere og salgsinntekten vil reduseres av økt pris. De varegruppene vi ser på her har gjennomgående hatt en lavere prisvekst enn andre varer. Det betyr at både etterspørsel elastisitetene og priselastisitetene vi har identifisert for disse to varegruppene innebærer at konsumet av disse to varegruppene vil utgjøre en stadig større andel av husholdningenes samlede konsum.

<sup>1</sup> Konsumdeflatoren er beregnet i nasjonalregnskapet basert på konsum i husholdninger og ideelle organisasjoner. Sammenlignet med KPI omfatter den prisvekst på konsum i utlandet samt prisvekst på konsum i ideelle organisasjoner. I tillegg skal husholdningenes konsum også omfatte beregnede utgifter tilknyttet finansielle tjenester, i form av en rentemargin, noe som ikke er dekket av KPI.

### 3. Nærmere om prognosene

Nasjonalregnskapsdata på det aktuelle detaljnivået finnes ikke for årene etter 2013. Med utgangspunkt i prisstigningstall fra konsumprisindeksen for henholdsvis gruppen "*komfyrer, varmeovner, kjøleskap og andre større husholdningsapparater*" og gruppen "*mindre elektriske husholdningsmaskiner*" (som må antas å ligge tett opp til de to konsumgruppene i NR som vi studerer) er prisutviklingen på de to konsumgruppene anslått. Tall for husholdningenes konsum er dels hentet fra Nasjonalregnskapet og dels beregnet i Økonomiske analyser 4/2015. Med utgangspunkt i disse størrelsene er etterspørselen etter de to konsumgruppene for 2014-2016 anslått. Utviklingen i de størrelsene som er av betydning for etterspørselen etter *Store husholdningsmaskiner* og *Andre husholdningsmaskiner* er gjengitt i Tabell 3.

**Tabell 2. Forutsetninger bak modellberegningene. Prosentvis økning fra året før**

	Konsum i husholdninger mv.	Relativ pris, Store husholdningsmaskiner	Relativ pris, Andre husholdningsmaskiner
2014	1,7	-1,1	-2,7
2015	2,3	-0,1	1,9
2016	1,5	-0,0	-1,5

Veksten i konsumet i husholdningene er anslått til 1,5 prosent neste år. Dette er relativt lavt. Konsumveksten har falt siden 2012, da den var på 3,5 prosent.

Prisene på både *Store husholdningsmaskiner* og *Andre husholdningsmaskiner* har jevnt over steget mindre enn prisene på andre konsumvarer. Dermed har begge disse konsumkategoriene blitt relativt rimeligere. Denne utviklingen har fortsatt i 2014, men har snudd i 2015 i stor grad som følge av svekkelsen av den norske kronen. Basert på konsumpristall for 2015 er den reelle prisreduksjonen 0,1 prosent for *Store husholdningsmaskiner*, mens *Andre husholdningsmaskiner* steg reelt sett med 1,9 prosent i 2015. I år er det antatt prisen på *Store husholdningsmaskiner* øker om lag som for prisene for salet konsum, slik at den relative prisveksten for *Store husholdningsmaskiner* er om lag null. For *Andre husholdningsmaskiner* anslås den relative prisveksten til -1,5 prosent. Da har vi lagt til grunn at prisene nominelt sett på disse to konsumgruppene er 1,5 prosent høyere som års-gjennomsnitt i år i forhold til desember 2015. Ved en jevn prisstigning gjennom året tilsvarende det en årsprisvekst gjennom året (det vil si fra desember 2015 til desember 2016) på 3,0 prosent. Dette er en høy prisvekst for disse to konsumgruppene tatt i betraktning at prisnivået for "*mindre elektriske husholdningsmaskiner*" lå omtrent på samme nivå i 2015 som i 1998 (nominelt sett), mens prisene på "*komfyrer, varmeovner, kjøleskap og andre større husholdningsapparater*" i samme periode falt med nesten 10 prosent.

Disse forutsetningene innebærer at både konsumveksten og prisutviklingen drar i retning at økt konsum av både *Store husholdningsmaskiner* og *Andre husholdningsmaskiner*. Våre beregninger tilsier at etterspørselen etter *Store husholdningsmaskiner* vil øke med 0,7 prosent i år, mens etterspørselen etter *Andre husholdningsmaskiner* anslås å øke med 2,0 prosent.

**Tabell 3. Modellresultater. Husholdningenes etterspørsel etter hvitevarer. Prosentvis volumvekst fra året før**

	Store husholdningsmaskiner	Andre husholdningsmaskiner
2014	2,2	6,1
2015	1,9	0,5
2016	0,7	2,0

Prognoseusikkerheten til modellene er betydelig. Usikkerheten ligger både i hvordan husholdningens realinntekt, relative priser og realrenter påvirker etterspørselen etter de to kategoriene med hvitevarer og hvordan disse forklaringsvariablene faktisk kommer til å utvikle seg.

Ettersom de tidligere omtalte modellene bestemmer etterspørselen etter hvitevarene på nivåform vil vekstanslagene være like følsomme overfor anslagene for året før som for prognoseåret. Vekstanslaget for 2016 vil også avhenge av nivåanslaget for 2015.

## Referanser

de Jong, P. og S. Chu-Chun-Lin (1994): Fast likelihood-evaluation and prediction for nonstationary state space models, *Biometrika*, 81, 133-142.

Harvey, A. C. (1989): *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press.

Dempster, A. P., N. M. Laird og D. B. Rubin (1977): Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 39, 1-38.

Eika, T. og T. Skjerpen (2003): Hvitevarer 2004. Modell og prognose. Notater 2003/86. Statistisk sentralbyrå.

Eika, T. og T. Skjerpen (2004): Hvitevarer 2005. Modell og prognose. Notater 2004/79. Statistisk sentralbyrå.

Hungnes, H. (2006): Hvitevarer 2006. Modell og prognose. Notater 2006/2. Statistisk sentralbyrå.

Hungnes, H. (2007a): Hvitevarer 2007. Modell og prognose. Upublisert notat.

Hungnes, H. (2007b): Hvitevarer 2008. Modell og Prognose. Notater 2007/51, Statistisk sentralbyrå.

Koopman, S. J., A. C. Harvey, J. Doornik og N. Shephard (1995): *Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*. London: Timberlake Consultants Ltd.

## Vedlegg A: Modellen i mer detalj

Vi betrakter følgende modell der  $i$  angir konsumvare og  $t$  angir tidspunkt<sup>2</sup>

$$(A-1) \quad y_{i,t} = \sum_{j=1}^m \gamma_{ij} x_{ij,t} + \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}; \quad i=1,2 \text{ og } t=1,\dots,T.$$

I (A-1) angir  $y_{i,t}$  logaritmen av konsumet av kategori  $i$  i år  $t$ ,  $x_{i1,t}, \dots, x_{im,t}$  angir ulike observerbare variable som er av relevans for å forklare utviklingen i logaritmen til konsumet for kategori  $i$  og  $\gamma_{i1}, \dots, \gamma_{im}$  representerer faste helningskoeffisienter. Ligning (A-1) inneholder også en stokastisk trend (uten drift), dvs.

$$(A-2) \quad \mu_{i,t} = \mu_{i,t-1} + \eta_{i,t}.$$

De to restleddskomponentene  $\varepsilon_{i,t}$  og  $\eta_{i,t}$  antas å være stokastisk uavhengige av de observerbare høyresidevariablene i (A-1) og i tillegg forutsettes

$$(A-3) \quad \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t} \\ \eta_{i,t} \end{bmatrix} \sim \text{iid} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon\varepsilon,i}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{\eta\eta,i}^2 \end{bmatrix} \right)$$

Modellen over kan estimeres ved hjelp av softwareprogrammet STAMP 6.3 [jf. Koopman mfl. (1995)]. Dette programmet har estimeringsrutiner for strukturelle tidsseriemodeller [jf. Harvey (1989)]. Under estimeringen av modellens hyperparametre (dvs.  $\sigma_{\varepsilon\varepsilon,i}^2$  og  $\sigma_{\eta\eta,i}^2$ ) og regresjons-koeffisienter utnytter man at modellen kan skrives som en tilstandsmodell og en variant av EM-algoritmen [jf. Dempster mfl. (1977)] brukes for å finne de parameterverdiene som maksimerer logaritmen til sannsynlighetstettheten for  $y_{i,1}, \dots, y_{i,T}$ . Ved EM-algoritmen brukes prediksjonsfiltre og glattingsfiltre (Kalmanfiltrerrutiner). Siden modellen beskrevet ved (A-1) - (A-3) har diffuse initialbetingelser maksimeres den diffuse sannsynlighetstettheten og en bruker såkalte diffuse filtre for å sikre at initialbetingelsen blir ivaretatt på en korrekt måte. For omtale av estimering av modeller med diffuse initialbetingelser se de Jong and Chu-Chun-Lin (1994).

La  $\hat{\mu}_{i,t|T}$  betegne estimatet av den latente variabelen  $\mu_{i,t}$  når en bruker informasjon fra periode 1 til periode  $T$ . Når  $t \leq T$  betegner  $\hat{\mu}_{i,t|T}$  det glattede estimatet av  $\mu_{i,t}$ , mens når  $t > T$  står en overfor en prediksjon av den latente komponenten. Siden den latente komponenten følger en tilfeldig gang prosess ("random walk") vil en ha at  $\hat{\mu}_{i,T+j|T} = \hat{\mu}_{i,T|T}$  når  $j > 1$ . Prediksjonene for  $y_{i,t}$  vil da være gitt ved

$$(A-4) \quad \hat{y}_{i,T+j} = \sum_{j=1}^{m_i} \hat{\gamma}_{ij} x_{ij,T+j} + \hat{\mu}_{i,T|T}.$$

I prognosesammenheng vil imidlertid fokus være rettet mot å lage en prognose for  $Y_{i,T+j} = \exp(y_{i,T+j})$  i stedet for  $y_{i,T+j}$ . Den enkleste varianten her er å lage prediksjonen ved  $\hat{Y}_{i,T+j} = \exp(\hat{y}_{i,T+j})$ . En mer optimal variant innebærer at man

<sup>2</sup> Fremstillingen bygger på Eika og Skjerpen (2003,2004). Vi ser her bort fra at trenden også kan være en latent variabel.

gjør en korreksjon tilsvarende den man gjør når en beregner forventningen av en log-normalfordelt variabel [jf. Koopman mfl. (1995), s. 185].

### Etterspørselen etter store husholdningsmaskiner

*Store husholdningsmaskiner* er kategori nummer 1, og inneholder to x-variable;  $x_{11}$ ='logaritmen til totalkonsumet' og  $x_{12}$ ='logaritmen til prisindeksen på konsumkategori 1 delt på konsumdeflatoren'. Variansen på restleddet til de latente komponentene ble estimert til null – noe som innebærer at disse er konstante over tid. Dette innebærer at den estimerte sammenhengen samsvarer med den man vil finne ved hjelp av ordinær minste kvadraters metode. Tabell A.1 gir utvalgte resultater i samband med konsumkategori 1.

### Etterspørselen etter andre husholdningsmaskiner

*Andre husholdningsmaskiner* er kategori nummer 2, og inneholder to x-variable;  $x_{21}$ ='logaritmen til totalkonsumet' og  $x_{22}$ ='logaritmen til prisindeksen på konsumkategori 2 delt på konsumdeflatoren'. Variansen på restleddet til den latente komponenten,  $\sigma_{\eta\eta,i}^2$ , ble estimert til null – noe som innebærer at den latente variabelen bare er en konstant. Dette innebærer at den estimerte sammenhengen samsvarer med den man vil finne ved hjelp av ordinær minste kvadraters metode. Tabell A.2 gir utvalgte resultater i samband med konsumkategori 2.

**Tabell A.1. Estimerings- og predikeringsresultater. Store husholdningsmaskiner<sup>1</sup>**

Variabel / Parameter	Estimat	RMSE <sup>2</sup>
$\log(\text{totalkonsum}) / \gamma_{11}$	1,262	0,68
$\log(\text{relativ pris}) / \gamma_{12}$	-1,089	0,94
$\sigma_{\varepsilon\varepsilon,1}^2$	0,0024	
Latent komponent / $\mu_{1,T T}$	-7,958	

1 Estimeringsperioden er 1990 til 2013.

2 RMSE ("Root mean square error") spiller her samme rolle som standardavvik i vanlige regresjonsmodeller.

3 Uten hensyntagen til skjevhetsskorreksjoner.

**Tabell A.2. Estimerings- og predikeringsresultater. Andre husholdningsmaskiner<sup>1</sup>**

Variabel / Parameter	Estimat	RMSE <sup>2</sup>
$\log(\text{totalkonsum}) / \gamma_{21}$	1,373	0,64
$\log(\text{relativ pris}) / \gamma_{22}$	-1,373	0,81
$\sigma_{\varepsilon\varepsilon,2}^2$	0,0168	
Latent komponent / $\mu_{2,T T}$	-11,027	

1 Estimeringsperioden er 1978 til 2013.

2 RMSE ("Root mean square error") spiller her samme rolle som standardavvik i vanlige regresjonsmodeller.

3 Uten hensyntagen til skjevhetsskorreksjoner.

## Statistisk sentralbyrå

Postadresse:  
Postboks 8131 Dep  
NO-0033 Oslo

Besøksadresse:  
Akersveien 26, Oslo  
Oterveien 23, Kongsvinger

E-post: [ssb@ssb.no](mailto:ssb@ssb.no)  
Internett: [www.ssb.no](http://www.ssb.no)  
Telefon: 62 88 50 00

ISBN 978-82-537-9299-6 (elektronisk)



**Statistisk sentralbyrå**  
Statistics Norway